

## ORIGINALES

# Prevalencia y duración de la lactancia materna en Asturias

P. Suárez Gil<sup>1</sup> / J.C. Alonso Lorenzo<sup>2</sup> / A.J. López Díaz<sup>1</sup> / D. Martín Rodríguez<sup>3</sup> / M.M. Martínez Suárez<sup>1</sup><sup>1</sup>Unidad Docente de Medicina de Familia y Comunitaria. Dirección Territorial Insalud. Asturias.<sup>2</sup>Gerencia de Atención Primaria. Área Sanitaria de Oviedo. Asturias.<sup>3</sup>Gerencia de Atención Primaria. Área Sanitaria del Oriente. Asturias.

Correspondencia: Patricio Suárez Gil. Avda. Valentín Masip, 24, 8.º B. 33013 Oviedo.  
Correo electrónico: patricios@telecable.es

Recibido: 6 de julio de 2000.  
Aceptado: 10 de enero de 2001.

(Prevalence and duration of breastfeeding in Asturias, Spain)

## Resumen

**Objetivo:** Estimar la prevalencia y duración de la lactancia materna en Asturias y describir los factores asociados.

**Métodos:** Estudio transversal. La población fueron todos los niños nacidos en los hospitales públicos de Asturias que tenían entre 0 y 8 meses de edad en el momento del estudio (4.326). Se obtuvo una muestra aleatoria estratificada de 453 niños. Los datos se obtuvieron por entrevista telefónica con cuestionario a las madres, preguntando si el día del estudio el niño tomaba el pecho. Se interrogaba además sobre datos sociodemográficos y de atención prenatal y perinatal.

La estimación de la curva de prevalencia de lactancia según la edad del niño se realizó mediante regresión logística univariante, y el análisis de los factores asociados mediante regresión logística múltiple. Se estimaron como indicadores de duración el índice de discontinuidad (ID) y el índice de lactancia acumulada (ILA).

**Resultados:** Se efectuaron 418 entrevistas. La prevalencia de lactancia materna exclusiva (LME) al inicio fue del 51,4% (intervalo de confianza [IC] del 95%: 46,6-56,2) decayendo al 14,9% a los 90 días y al 8,7% a los 120 días. Los ID fueron del 28,6% a los 30 días y del 71,0% a los 90 días. La prevalencia de LME se relacionó en el ajuste multivariado con la localidad de residencia: residir en una localidad rural o semiurbana aumentaba la probabilidad de lactar (*odds ratio* [OR] = 5,69 y OR = 3,55, respectivamente) respecto al medio urbano. También se encontró relación positiva con que la madre tuviera estudios universitarios (OR = 3,90; IC del 95%: 1,77-8,58) y el haber sido atendida por la matrona durante el embarazo (OR = 2,13; IC del 95%: 1,04-4,38); se detectó relación inversa entre la LME y que el niño hubiera recibido suplementos en las primeras horas de vida (OR = 0,43; IC del 95%: 0,20-0,95).

**Conclusiones:** La prevalencia de lactancia materna es muy inferior a la recomendada por la Organización Mundial de la Salud, especialmente su duración. En el hábitat no urbano se mantienen patrones más adecuados de lactancia.

**Palabras clave:** Lactancia materna. Prevalencia. Índice de discontinuidad.

## Abstract

**Objective:** To estimate the prevalence and duration of breastfeeding, and factors associated with them, in Asturias (Spain).

**Methods:** A cross-sectional study was carried out. A stratified random sample of 453 infants was drawn on a population of 4,326 infants aged 0-8 months at the time of the study. Sociodemographic data, and information on pre- and perinatal care were obtained through a telephone survey in which mothers were also asked whether they were breastfeeding on the day of the telephone call. A univariate logistic regression model was used to estimate the prevalence curve of breastfeeding according to infant age, and multiple logistic regression was used to determine the associations between the prevalence and covariates. The discontinuity index (DI) and the cumulative breastfeeding index (CBI) were also estimated as indicators of duration.

**Results:** A total of 418 telephone calls were made. The prevalence of initial exclusive breastfeeding was 51.4% (95% CI: 46.6-56.2%) which decreased to 14.9% at day 90 and to 8.7% at day 120. The DIs were 28.6% at day 30 and 71% at day 90. In the multivariate analysis the prevalence of exclusive breastfeeding was higher among mothers living in a rural or suburban area (OR = 5.69 and OR = 3.55, respectively), than among those living in urban areas. The prevalence was also higher among mothers with a university degree (OR = 3.90; 95% CI: 1.77-8.58), and among those who had been seen by a midwife during pregnancy (OR = 2.13; 95% CI: 1.04-4.38). A negative correlation was found between exclusive breastfeeding and the newborn having received food supplements during the first hours after birth (OR = 0.43; 95% CI: 0.20-0.95).

**Conclusions:** The prevalence of breastfeeding in Asturias, and especially its duration, is much lower than that recommended by the World Health Organization. Mothers living in urban areas do not follow the most appropriate patterns of breastfeeding.

**Key words:** Breastfeeding. Prevalence. Discontinuity index.

## Introducción

La lactancia materna es la única fuente que suministra todos los nutrientes necesarios para el correcto desarrollo del niño en los primeros meses de vida. Así lo han reconocido tanto la Organización Mundial de la Salud (OMS)<sup>1</sup> como los informes de sociedades científicas<sup>2</sup>. Los beneficios de la lactancia natural (LN) van desde los aspectos nutricionales<sup>2</sup> e inmunitarios hasta los psicológicos e intelectuales<sup>3</sup>. La OMS recomienda la lactancia natural exclusiva hasta los 4 meses y, si es posible, mantenerla los 6 primeros meses de vida del niño<sup>1</sup>.

A partir de 1990, con la Declaración de Innocenti<sup>4</sup> y la iniciativa «Hospital amigo del niño»<sup>5</sup>, se pretende dar un nuevo impulso a la LN. En la actualidad, un pequeño grupo de países se encuentra en niveles óptimos de LN, con tasas próximas al 100% al inicio<sup>6,7</sup>, mientras que en la mayoría de los países europeos y en vías de desarrollo la LN dista de esta situación<sup>8,9</sup>.

En España existen diversos estudios sobre la prevalencia de la lactancia<sup>10-17</sup> que reflejan una situación alejada del patrón óptimo. La mayoría de los estudios utilizan diseños con potenciales limitaciones: los retrospectivos son susceptibles de presentar sesgos de memoria, mientras que los prospectivos exigen una amplia infraestructura y comportan costes elevados. Ante esta situación, un diseño que aporta sencillez y fiabilidad es el denominado *statu quo*: se indaga acerca del estado de cada sujeto respecto a la variable en estudio en un momento dado en el tiempo, y mediante la modelización logística se construye la curva de prevalencia de lactancia en función de la edad del niño<sup>18,19</sup>.

La práctica de la LN se ha relacionado con un considerable número de variables que pueden agruparse en cuatro apartados: *a)* dependientes del lactante (peso al nacer, ganancia ponderal, etc.)<sup>6,11</sup>; *b)* dependientes de la madre (edad, nivel socioeconómico, etc.)<sup>12,20-23</sup>; *c)* dependientes del entorno social y familiar<sup>12,24,25</sup>, y *d)* dependientes de los servicios sanitarios (educación maternal, hospitalarios entre otros)<sup>26-28</sup>.

En el Principado de Asturias no existían estudios que caracterizaran la situación de la lactancia. Por ello nos proponemos valorar el grado de cumplimiento de las recomendaciones internacionales al respecto, mediante la estimación de la prevalencia y duración de la lactancia materna; así mismo, se pretende identificar las principales variables asociadas con la lactancia natural.

## Métodos

El Principado de Asturias tiene una población de 1.087.885 habitantes (Revisión Padronal de 1996) y se

divide en 8 áreas sanitarias, 7 de las cuales se encontraban dotadas de hospital público de referencia que atendía partos en el momento del estudio.

Se diseñó un estudio transversal cuya población base fueron todos los niños nacidos en los 7 hospitales públicos de Asturias en los 8 meses previos al momento del estudio (15 abril de 1996) y que, por tanto, tenían entre 0 y 8 meses ( $n = 4.326$ ). La fuente de datos de los recién nacidos fue el Registro de Altas Hospitalarias, del que se obtuvieron la filiación y el teléfono. Se realizó un muestreo aleatorio estratificado por área sanitaria, con afijación proporcional al número de nacimientos. Para una confianza del 95%, una precisión del 4% y una prevalencia estimada al inicio del 70%, se prefijó un tamaño muestral de 453, que se incrementó hasta 544 en previsión de unas pérdidas del 20%.

La variable principal del estudio fue el tipo de lactancia con tres categorías: lactancia materna exclusiva cuando el niño se alimentaba únicamente del pecho materno; lactancia artificial exclusiva, y lactancia mixta, cuando a la toma del pecho se le adicionaba una leche artificial. Esta información se elaboró a partir de dos preguntas: «¿Su hijo tomó el pecho el día de ayer?», y «¿Tomó otro tipo de leche (polvo, bote, etc.)?». El resto de las variables consideradas fueron: *a)* edad del niño en días; *b)* área sanitaria de residencia; *c)* localidad: rural (menos de 2.500 habitantes), semiurbana (entre 2.500 y 10.000 habitantes) y urbana (más de 10.000 habitantes); *d)* comarca: se agruparon las 8 áreas sanitarias en tres categorías: urbana (III, IV y V), rural (I, II y VI) y mixta (VII y VIII), utilizando la densidad de población, grado de urbanización e indicadores de desarrollo socioeconómico extraídos del Censo de Viviendas de 1991<sup>29</sup>; *e)* peso al nacer referido por la madre; *f)* edad de la madre; *g)* semanas de embarazo del primer contacto con servicios de salud; *h)* profesional que había seguido a la embarazada (médico general, matrona, ginecólogo público o privado), no mutuamente excluyentes; *i)* con asistencia a psicoprofilaxis obstétrica; *j)* satisfacción con el embarazo y con el parto; *k)* tipo de parto: normal o cesárea; *l)* suplementos: suministro de suero o leche complementaria el primer día de vida; *m)* contacto temprano y continuado del recién nacido con la madre: si el niño compartió habitación con la madre en las primeras 12 h de vida; *n)* nivel de estudios de la madre, según la clasificación de la Sociedad Española de Epidemiología (SEE)<sup>30</sup>; *ñ)* situación laboral de la madre (ocupación habitual de la mujer, independientemente de su situación laboral en el momento del estudio): trabajadora (cuando realizaba actividad remunerada fuera del hogar durante 4 h o más), baja maternal, parada en busca de empleo y ama de casa; *o)* clase social de la madre y del padre, obtenida a partir de su ocupación habitual según clasificación de la SEE<sup>30</sup>, y *p)* clase social familiar: se tomó como el valor de clase más alto de cualquiera de los dos miembros de la pareja.

La recogida de información se realizó mediante entrevista telefónica con cuestionario cerrado de 20 preguntas realizadas a la madre del niño o cuidador principal. Se consideraron pérdidas, la no existencia de teléfono, la imposibilidad de establecer contacto después de tres llamadas en días y horarios diferentes o la negativa a responder a las preguntas.

La estimación de la prevalencia se llevó a cabo en primer lugar, para la lactancia materna exclusiva (LME) y, en una segunda etapa, para la lactancia materna total (LMT), que considera a todos niños que eran alimentados al pecho aunque, además, tomaran leches artificiales.

Las curvas de prevalencia de lactancia se construyeron mediante regresión logística univariante, siendo la variable dependiente dicotómica ( $lacta = 1$ , si el niño toma el pecho;  $lacta = 0$ , en otro caso) y la independiente los días de vida del niño. A partir de la expresión analítica de la curva se computan el índice de discontinuidad (ID)<sup>31</sup>, que refleja el porcentaje de niños que, habiendo practicado la lactancia materna al comienzo de la vida, la han abandonado a una edad determinada, y el índice de lactancia acumulada (ILA), que es la fracción de toda la lactancia potencial de una comunidad que se ha producido efectivamente durante un período o número de días-niño de lactancia materna efectiva (anexo).

Para el análisis de los factores asociados se procedió en dos etapas: a) se analizó mediante regresión logística la relación de la prevalencia con cada una de las variables de estudio, manteniendo como variable de control la edad del niño, y b) se seleccionó un modelo evaluando términos de interacción (a través de la significación estadística de sus coeficientes) y reteniendo aquellas variables con coeficiente significativo ( $p < 0,05$ ) o que modificaban de forma sustancial el efecto de las restantes. Este análisis se llevó a cabo para la LME y LMT. Los datos se analizaron mediante el paquete estadístico SPSSWIN v 8.0.1.

## Resultados

Se realizaron 418 entrevistas que representan un 92,3% del tamaño inicialmente previsto y un 76% de la muestra realmente extraída (544). Los motivos de las 126 pérdidas fueron: falta de teléfono (30), imposibilidad de contactar (93) y, en tres casos, negativa a constatar.

Las mujeres entrevistadas tenían una media de edad de 29,7 años (DE = 4,9). En el 57,7% de los casos se trataba del primer hijo, y en un 34,6%, del segundo. El peso de los recién nacidos presentó una media de 3.227 g (DE = 511). El resto de las características sociodemográficas de las mujeres entrevistadas y las

asistenciales del embarazo y perinatales se recogen en la tabla 1.

**Tabla 1. Características sociodemográficas y sanitarias de la población estudiada (n= 418)**

Variable	Categorías	N	Porcentaje
Tipo de localidad de residencia	Urbana (> 10.000 h)	233	55,7
	Semiurbana (2.500-10.000 h)	76	18,2
	Rural (< 2.500 h)	109	26,1
Nivel de estudios	Sin estudios o inferior a 8.º EGB	182	43,5
	Bachillerato superior/BUP/FP	123	29,4
	Universitarios	113	27,1
Situación laboral de la madre	Ama de Casa	167	40,0
	Trabaja (> 4 horas diarias)	87	20,8
	Baja maternal	62	14,8
	Parada/búsqueda de empleo	102	24,4
Clase social según ocupación de la madre (se excluyen las mujeres que se declaran amas de casa)	I	33	13,1
	II	39	15,5
	III	86	34,3
	IV	60	23,9
	V	16	6,4
	NS/NC	17	6,8
Clase social según ocupación del marido/pareja estable	I	47	11,2
	II	44	10,5
	III	119	28,5
	IV	163	39,0
	V	35	8,4
Clase social familiar (según ocupación del miembro de la pareja con mayor nivel)	NS/NC	10	2,4
	I	57	13,6
	II	55	13,2
	III	138	33,0
	IV	119	28,5
Semana de primer contacto con los servicios sanitarios para atención del embarazo	V	23	5,5
	NS/NC	26	6,2
	1-4 (mes 1)	172	41,8
	5-8 (mes 2)	173	42,1
Profesionales que atendieron el embarazo (categorías no excluyentes)	9-12 (mes 3)	54	13,1
	>12 (mes 4 o más)	12	3,0
Acudió a sesiones de educación maternal	Médico general	81	19,4
	Matrona	139	33,3
	Ginecólogo público	343	82,1
Opinión sobre el embarazo	Ginecólogo privado	118	28,2
	Sí	225	61,4
Opinión sobre el parto	No	193	39,6
	Buena	330	79,0
	Regular	57	13,6
Contacto temprano y continuo del niño	Mala	31	7,4
	Buena	279	66,7
	Regular	53	12,7
	Mala	58	13,9
Aporte de suplementos	NS/NC	28	6,7
	Sí	307	73,4
	No	110	26,1
	NS/NC	1	0,2
	Sí	292	69,9
	No	79	18,9
	NS/NC	47	11,2

Inician lactancia materna exclusiva (LME) el 51,4% de los niños (intervalo de confianza [IC] del 95%: 46,6-56,2), bajando la prevalencia de tal forma que al mes se encuentran lactando el 36,7% (IC del 95%: 29,1-44,3), a los 3 meses el 14,9% (IC del 95%: 11,5-18,3) y un 8,7% a los 4 meses (IC del 95%: 6,0-11,4) (fig. 1).

De los ID se desprende que a los 30 días un 28,6% de los niños que habían sido inicialmente alimentados al pecho ya lo habían abandonado, siendo este porcentaje del 71,0% a los tres meses (tabla 2). El ILA como indicador sintético de la duración de la lactancia materna, presenta un valor de 26,2% a los cuatro meses.

En cuanto a los factores relacionados con la LME, se constata una fuerte asociación entre el tamaño de la localidad de residencia y la prevalencia de lactancia: respecto a la localidad (o hábitat) urbana, la rural presenta una *odds ratio* (OR) de 4,46 (IC del 95%: 2,2-9,36) y la semiurbana de 4,18 (IC del 95%: 1,82-9,58). A continuación se ajustaron tres modelos que permitieron obtener las curvas de prevalencia específicas de cada hábitat (fig. 2). Se observa una prevalencia inicial mayor en el hábitat semiurbano (79,2%) que en el urbano (42,0%) y rural (59,0%). No obstante, la duración global de la lactancia estimada a través del ILA a los 120 días se revela superior en los hábitats semiurbano

(42,9%) y rural (37,3%) que en el urbano (16,5%). Se aprecia una relación con el nivel de estudios de la madre, de forma que las mujeres con estudios universitarios presentan una prevalencia más alta que las no universitarias (OR = 2,05; IC del 95%: 1,07-3,92). La clase social familiar no presenta asociación con la probabilidad de lactar. Tampoco se encontró relación con la edad materna ( $p = 0,07$ ) ni con el hecho de trabajar fuera del hogar ( $p = 0,24$ ). En relación con las características asistenciales del embarazo, no se encontró asociación con la semana en la que se producía el primer contacto con el sistema de salud ( $p = 0,80$ ), ni con acudir a sesiones de psicoprofilaxis durante el mismo ( $p = 0,87$ ). Se encontró una fuerte asociación entre referir haber sido atendida (no de forma excluyente) por una matrona durante el embarazo (OR = 2,19; IC del 95%: 1,14-4,19) y la prevalencia de lactancia. Sin embargo, no se encontró relación con el hecho de haber sido atendida por otros profesionales. No se encontró asociación con el hecho de que el parto se realizara por cesárea ( $p = 0,21$ ), ni con el contacto madre-hijo en las primeras 12 h ( $p = 0,11$ ). Se detectó asociación positiva entre el peso del neonato y la probabilidad de lactar ( $p = 0,04$ ) y negativa con el hecho de que al niño se le suministraran suplementos ( $p = 0,03$ ).

En el modelo final multivariado presentan un efecto favorecedor de la LME las variables nivel de estudios universitarios, atención por matrona durante el embarazo, residir en localidad rural o semiurbana, mientras que recibir suplementos en las primeras horas de vida disminuye la probabilidad de lactar de forma exclusiva (tabla 3).

Las prevalencias de LMT en función de la edad del niño se exponen en la tabla 2. En el ajuste multivariado resultaron significativas con efecto positivo: residir en una comarca rural (OR = 5,3; IC del 95%: 2,4-11,6) o mixta (OR = 3,3; IC del 95%: 1,4-7,6) respecto a la urbana; poseer estudios universitarios (OR = 3,3; IC del 95%: 1,8-6,2) y el haber sido atendida por la matrona durante el embarazo (OR = 2,6; IC del 95%: 1,5-4,8). El hecho de que la mujer hubiera referido haber sido atendida por un ginecólogo durante el embarazo presentó un efecto negativo, tanto si había sido atendida

Figura 1. Prevalencia de lactancia exclusiva y total.

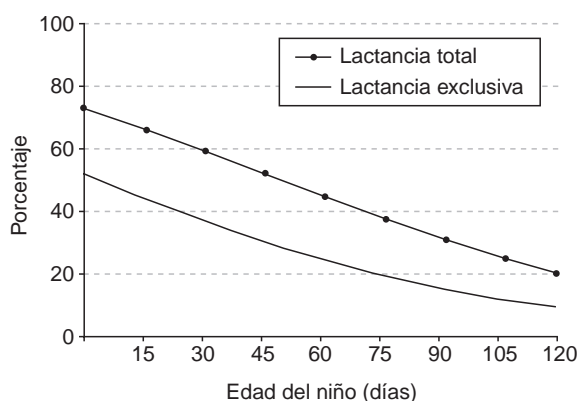
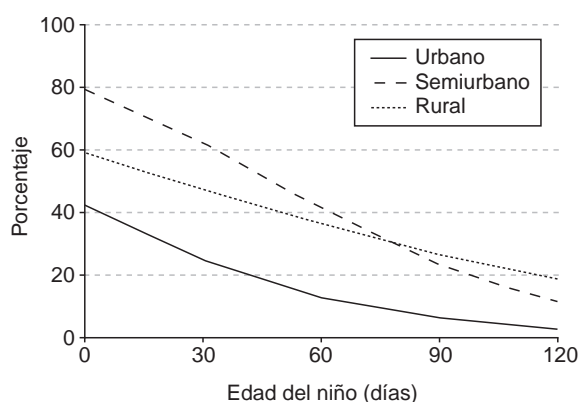


Tabla 2. Prevalencia de lactancia materna exclusiva y total e índices de discontinuidad para distintas edades (en días)

Edad del niño (días)	Lactancia materna exclusiva			Lactancia materna total		
	Prevalencia (%)	IC del 95%	Índice de discontinuidad	Prevalencia (%)	IC del 95%	Índice de discontinuidad
0	51,4	46,6-56,2		72,7	68,7-76,5	
30	36,7	29,1-44,3	28,6	59,4	55,1-63,7	18,2
60	24,1	20,0-28,2	53,1	44,6	40,3-48,9	38,6
90	14,9	11,5-18,3	71,0	30,7	26,7-34,7	57,5
120	8,7	6,0-11,4	83,1	19,6	16,1-23,1	73,0

IC = intervalo de confianza.



**Figura 2. Prevalencia de lactancia materna exclusiva según el hábitat.**

por un ginecólogo en el sistema público (OR = 0,16; IC del 95%: 0,05-0,51) como en el privado (OR = 0,18; IC del 95%: 0,06-0,57).

## Discusión

La alimentación de los niños en los primeros meses de vida en Asturias se encuentra muy alejada de las recomendaciones de los organismos sanitarios internacionales. Así, sólo la mitad de los niños asturianos se alimentan exclusivamente del pecho materno en el momento del nacimiento, y menos del 10% a los 4 meses de vida. Con todas las precauciones que implica la comparación con estudios realizados con otras metodologías, nuestros datos ofrecen prevalencias de inicio inferiores a otros estudios nacionales en los que se observan valores de entre el 60,2 y el 79,7%<sup>12-17</sup>.

**Tabla 3. Variables asociadas con la prevalencia de lactancia materna exclusiva (LME) según modelo de regresión logística**

Variables	Categorías	p	Odds ratio	IC del 95%
Edad del niño	Días	< 0,0001	0,98	0,97-0,99
Estudios universitarios	No		1	
	Sí	0,0007	3,90	1,77-8,58
Atención matrona	No		1	
	Sí	0,0392	2,13	1,04-4,38
Suplementos	No		1	0,20-0,95
	Sí	0,0360	0,43	
Localidad <sup>a</sup>	Urbano		1	
	Semiurbano	0,0094	3,55	1,36-9,25
	Rural	0,0001	5,69	2,43-13,28

<sup>a</sup> Variable *dummy* con «urbano» como categoría de referencia.  
IC = intervalo de confianza.

Estos datos también se encuentran muy distantes de los que se observan en países del centro y norte de Europa, con prevalencias superiores al 90%<sup>6,7,9</sup>. Con respecto a la LMT, también observamos prevalencias de inicio y mantenimiento inferiores a otros estudios nacionales<sup>10-12,24</sup>. Nuestros indicadores de duración no pueden ser comparados con los otros estudios nacionales, ya que los diseños empleados no posibilitan su cálculo o lo hacen dificultoso.

Se ha realizado de forma diferenciada el análisis de los factores condicionantes de la prevalencia de LME y de la LMT, pues considerábamos que los determinantes de un fenómeno y otro podrían ser distintos, si bien las recomendaciones de la OMS aluden siempre a lactancia exclusiva.

El ámbito territorial y el carácter urbano-rural de la localidad de residencia se manifiestan como factores condicionantes de la probabilidad de lactar. Así, residir en una localidad no urbana (de menos de 10.000 habitantes) es un factor que favorece la LME. Estos resultados no concuerdan con el estudio de Morán<sup>12</sup>, que afirma encontrar mayor prevalencia en ámbitos muy urbanizados, si bien hay que tener en cuenta que en su estudio sólo se encuestó población de núcleos superiores a 5.000 habitantes. A pesar de que las diferencias entre ámbitos urbanos y rurales están disminuyendo, podría sugerirse la hipótesis de que, en estos últimos, la permanencia de patrones culturales tradicionales o la persistencia de estructuras de apoyo familiar facilitan el mantenimiento de la lactancia materna. Otro aspecto relevante, ligado al ámbito geográfico, es la existencia de patrones de lactancia diferenciados por comarcas. La definición de comarcas realizada, agrupando áreas sanitarias, trata de representar ámbitos territoriales más amplios que éstas y homogéneos en cuanto al tipo de poblamiento y a la estructura productiva y social.

El nivel educativo de la madre destaca como un potente predictor tanto de la LME como LMT, de forma que poseer estudios universitarios llega a triplicar la probabilidad de que el niño reciba lactancia natural. Este hecho es consistente con lo encontrado en casi todos los estudios, de forma que, si bien las mujeres de mayor nivel educativo y social fueron las primeras en abandonar esta práctica en la década de los sesenta, hoy serían las pioneras en su recuperación<sup>6,10-12,20</sup>. Parece que el grupo de mujeres con mayor nivel educativo podría tener más capacidad crítica frente a la promoción comercial de las fórmulas artificiales<sup>32</sup> y ante mensajes no siempre incentivadores de la lactancia natural por parte de los profesionales sanitarios. Sin embargo, no se ha hallado una relación independiente con la clase social.

Aunque en general las mujeres han sido seguidas durante el embarazo por más de un profesional, destaca el hecho de que haber sido atendida por la ma-

trona constituye un predictor positivo para alimentar al niño de forma natural; es posible que las consultas de las matronas de atención primaria estén desarrollando una educación sanitaria individualizada y permitan resolver dudas respecto a la lactancia, algo que resultaría difícil que se produzca en otros entornos. Creemos que debe profundizarse en el papel que desempeñan los profesionales en la promoción de la lactancia natural, pues es en el transcurso del embarazo cuando un alto porcentaje de mujeres toma la decisión acerca del tipo de alimentación que dará a su hijo<sup>14,33</sup>.

Las prácticas habituales en las maternidades son potentes factores relacionados con la alimentación del recién nacido<sup>27</sup>. Entre todas ellas hemos estudiado el contacto temprano de la madre con el niño y el aporte de suplementos, encontrando relación inversa entre este último factor y la prevalencia de lactancia exclusiva. Creemos necesario destacar que casi las tres cuartas partes de las mujeres refieren que les suministraron a los niños suplementos en los hospitales, y una de cada cuatro no tuvo contacto temprano con el recién nacido. Aunque en nuestro estudio este último factor no se asoció con el hecho de lactar, estas prácticas revelan políticas asistenciales desincentivadoras de la lactancia y fácilmente modificables desde la organización hospitalaria<sup>7</sup>.

Algunos factores condicionantes de la lactancia tradicionalmente referidos, como la edad de la madre<sup>6,11,12</sup>, la situación laboral<sup>20,34</sup> y el peso del recién nacido<sup>11</sup>, no se evidencian en nuestro estudio.

Nuestros resultados pueden encontrarse limitados por el hecho de haber estudiado una muestra de los nacimientos en los hospitales públicos mediante entrevista telefónica. Sin embargo, debe señalarse que es muy escasa la proporción de partos en hospitales privados en Asturias. Hay un evidente sesgo de selección provocado por la entrevista telefónica: no poseer teléfono imposibilita la inclusión en la muestra; el porcentaje de sujetos en esta situación fue, sin embargo, escaso. Además, creemos que el recurso a la entrevista telefónica ofrece importantes ventajas para este tipo de estudios y ha sido referido como de validez potencial mayor que, incluso, la entrevista personal<sup>35</sup>. Aunque no hemos podido describir las características sociodemográficas de los no respondedores, otros estudios apuntan a un perfil de mujeres de clase social más baja y con menor prevalencia de lactancia natural<sup>36</sup> por lo que podrían preverse aún menores porcentajes de lactancia.

Consideramos que el método de recogida de información es el más fiable para la variable fundamental del estudio (lactancia), no estando afectada por posibles sesgos de recuerdo. Aunque es posible este sesgo en alguna de las variables que exigen esfuerzo de me-

moria, como el aporte de suplementos, creemos que la fuerte vivencia de los acontecimientos perinatales por parte de la mujer y el escaso tiempo transcurrido (máximo 8 meses) lo hacen poco verosímil.

La facilidad y disponibilidad actual de la herramienta de la regresión logística posibilita la realización de estudios transversales, de bajo coste y menores limitaciones que los abordajes tradicionales; además, los índices de duración que pueden obtenerse fácilmente a partir de esta modelación logística creemos que deberían convertirse en instrumentos para vigilancia y monitorización de la situación de salud de una comunidad.

Concluimos que el patrón de lactancia materna en Asturias no se adecua a las recomendaciones de la OMS. Poseer estudios universitarios, residir en una localidad no urbana, ser atendida por la matrona durante el embarazo y no recibir suplementos se relacionan con mayor probabilidad de lactar.

## Anexo

*Curvas de prevalencia de lactancia.* La prevalencia para cada edad viene dada por la expresión logística<sup>18,19</sup>

$$P(Y=1) = \frac{1}{1 + \exp(-\alpha - \beta X)} \quad [1]$$

donde Y es el estatus respecto a la lactancia (1 = sí; 0 = no) en el momento del estudio, X la edad del niño en días,  $\alpha$  y  $\beta$  los coeficientes de regresión logística. Esta expresión se computa para lactancia materna exclusiva y para lactancia materna total. Obtenidas las estimaciones de los coeficientes de regresión logística  $\alpha$  y  $\beta$ , y dando valores a la variable X (edad) se obtiene la prevalencia de lactancia estimada para cada día.

*Índices de duración.* A partir de la expresión analítica de la curva se computan:

1. Índice de discontinuidad (ID)<sup>31</sup>. De forma general, el ID en un momento  $t$  toma la expresión

$$ID_t = \frac{P_0 - P_t}{P_t} \quad [2]$$

donde  $P_0$  es la prevalencia al inicio y  $P_t$  en el momento considerado.

2. Índice de lactancia acumulada (ILA). El área bajo la curva de prevalencia entre el momento 0 y cualquier edad  $t$  viene dada por la integral definida entre 0 y  $t$  de la función logística  $P(Y)$  evaluada en  $t$ . Resuelta dicha integral, el área toma el siguiente valor

$$I = \frac{1}{\beta} \ln \left[ \frac{1 - P_0}{1 - P_t} \right] \quad [3]$$

donde  $\beta$  es el coeficiente de regresión logística de la variable X (edad) en [1]. Finalmente, el ILA en el momento  $t$  será el cociente entre el área I de la expresión anterior y  $t$ .

## Bibliografía

1. Organización Mundial de la Salud. Reunión Conjunta OMS/UNICEF sobre la alimentación del lactante y del niño pequeño. Ginebra: OMS, 1979.
2. American Association of Paediatrics, Committee on Nutrition. Pediatric Nutrition Handbook. Illinois: AAP, 1988.
3. Gale CR, Martyn CN. Breastfeeding, dummy use and adult intelligence. *Lancet* 1996; 347: 1072-1075.
4. WHO/UNICEF. Innocenti Declaration on the protection, promotion and support of breastfeeding. *Ecology of Food and Nutrition* 1991; 26: 271-273.
5. Grant JP. Baby-Friendly Hospitals toward a Baby-Friendly World. *Intern Child Health* 1992; 3: 11-16.
6. Michaelsen KF, Larsen PS, Thomsen BL, Samuelson G. The Copenhagen Cohort Study On Infant Nutrition And Growth: duration of breast feeding and influencing factors. *Acta Paediatr* 1994; 83: 565-571.
7. Hofvander Y, Hillervik C. La lactancia natural en los hospitales suecos. *Foro Mundial de la Salud* 1995; 16: 109-113.
8. Ferguson AE, Tappin DM, Girdwood RWA, Kennedy R, Cockburn F. Breast feeding in Scotland. *Br Med J* 1994; 308: 824-825.
9. WHO: Global Nutritio Data Banks [en línea]. Global Data Bank on Breastfeeding. Disponible en URL [consulta 9-XII-1999].
10. Martín Calama J. Lactancia materna en España hoy. *Bol Pediatr* 1997; 37: 132-142.
11. Comité de Lactancia Materna de la Asociación Española de Pediatría. Informe técnico sobre la lactancia materna en España. *An Esp Pediatr* 1999; 50: 333-340.
12. Morán Rey J. Lactancia materna en España. Situación actual. *An Esp Pediatr* 1992; 36: 45-50.
13. Cerezo A, López P. Prevalencia y duración de la lactancia materna en Andalucía. Sevilla: Junta de Andalucía, 1986.
14. Alkiza Eizagirre ME, Berrando Zabalegui I, Calvo Elizazu A, Isaba Senosiain L, Santacoloma Campos I, Boyero Uranga A et al. Lactancia materna en la Comunidad Autónoma del País Vasco. Situación actual. *MEDIFAM* 1994; 6: 289-294.
15. Barriuso Lapresa LM, Sánchez-Valverde Visus F, Romero Ibarra C, Vitoria Comerzana JC. Epidemiología de la lactancia materna en el centro-norte de España. *An Esp Pediatr* 1999; 50: 237-243.
16. Subdirección General de Información Sanitaria y Epidemiología. Encuesta Nacional de Salud 1993. Madrid: Ministerio de Sanidad y Consumo, 1995.
17. Subdirección General de Epidemiología, Promoción y Educación para la Salud. Encuesta Nacional de Salud 1997. Avance de resultados. Madrid: Ministerio de Sanidad y Consumo, 1999.
18. Silva LC, Baonza I, Amador M. Epidemiología de la lactancia materna: prevalencia y duración. *Aten Primaria* 1991; 8: 455-458.
19. Silva Ayçaguer LC. Excursión a la regresión logística en ciencias de la salud. Madrid: Ediciones Díaz de Santos, 1994; 97-119.
20. Escribá Agüir V, Mas Pons R, Colomer Revuelta C. Duración de la lactancia materna y actividad laboral. *An Esp Pediatr* 1996; 44: 437-441.
21. Littman H, Medendorp SV, Goldfarb J. The Decision to breastfeed. The importance of fathers' approval. *Clin Pediatr* 1994; 33: 214-219.
22. Nolan L, Goel V. Sociodemographic factors related to breastfeeding in Ontario: results from the Ontario Health Survey. *Can J Public Health* 1995; 86: 309-311.
23. Luch Fernández C, Rodríguez Torronteras A, Casitas Muñoz V, Ramírez Esteban M, Pérez Gómez D, Murillo Martínez A et al. Influencia de los centros de salud y la clase social en la prevalencia de la lactancia materna. *Aten Primaria* 1996; 18: 253-256.
24. Pedraz García C. Las rutinas hospitalarias en el período neonatal precoz. *Bol Pediatr* 1997; 37: 143-146.
25. Almíron P, Fatjó A, Fernández M, Fernández de Sanmamed MJ, Gómez MA, Martí M. Mujeres y lactancia: entendiendo sus vivencias y analizando la actuación del sistema sanitario. *Aten Primaria* 1996; 17: 501.
26. González Rodríguez CJ, Català i Ferrer L, Trias i Folch E. Rutinas de las maternidades de Barcelona. *An Esp Pediatr* 1993; 39: 15-18.
27. Campbell H, Gorman D, Wigglesworth A. Audit of the support for breastfeeding mothers in Fife maternity hospitals using adapted «Baby Friendly Hospital» materials. *J Public Health Med* 1995; 17: 450-454.
28. Pérez Escamilla R, Pollitt E, Lönnerdal B, Dewey KG. Infant feeding policies in maternity wards and their effect on breast-feeding success: an analytical overview. *Am J Public Health* 1994; 84: 89-94.
29. Sociedad Asturiana de Estudios Económicos e Industriales (SADEI). Censo de Viviendas y Hogares de Asturias 1991. Oviedo: Servicio de Publicaciones del Principado de Asturias, 1994.
30. Grupo de Trabajo de la Sociedad Española de Epidemiología. La Medición de la Clase Social en Ciencias de la Salud. Barcelona: SG Editores, 1995.
31. Silva LC, Valdés-Lazo F, Amador M. Discontinuity indices: a tool for epidemiological studies on breastfeeding. *Int J Epidemiol* 1995; 24: 965-969.
32. Sciacca JP, Dube DA, Phipps BL, Ratliff MI. A breast feeding education and promotion program: Effects on knowledge, attitudes, and support for breast feeding. *J Community Health* 1995; 20: 473-491.
33. Calvo B, Millán C, Álvarez JD, Devesa R. Actitud materna ante la lactancia natural y dificultades en el puerperio inmediato. *Aten Primaria* 1992; 10: 650-654.
34. Pérez-Escamilla R, Segura-Millán S, Pollit E, Dewey K. Determinants of lactation performance across time in an urban population from Mexico. *Soc Sci Med* 1993; 37: 1069-1078.
35. Weeks M-F, Richard MA, Kuika A, Lessier JT, Whitmore RW. Personal versus telephone surveys for collecting household health data at the local level. *Am J Public Health* 1983; 73: 1389-1394.
36. Shepherd CK, Power KG, Carter H. Characteristics of responders and non-responders in an infant feeding study. *J Public Health Med* 1998; 20: 275-280.